

## مالیات، مخارج دولت و کسری‌های توأمان در ایران

اکبر زمان زاده\*، محمد نوفرستی\*\*، زهرا شایسته\*\*\*

### چکیده

فرضیه کسری‌های توأمان (TDH) یا تأثیرپذیری کسری تجاری کشور از کسری بودجه دولتی در متون اقتصادی دو دهه اخیر از اهمیت ویژه‌ای برخوردار شده است. بر اساس این فرضیه، دلیل اصلی به وجود آمدن کسری تجاری در کشورها، سیاست کسری بودجه دولت بوده و دولت‌ها می‌توانند از طریق کاهش کسری بودجه خود و اعمال سیاست مالی انقباضی مناسب به تعادل‌های داخلی و خارجی دست یابند. در مقابل این فرضیه، فرضیه برابری ریکاردویی (REH) وجود دارد که اثر مالیات‌ها و مخارج دولت را بر متغیرهای اقتصادی و از آن جمله کسری تجاری کشور بی‌اثر می‌داند. در این پژوهش، با استفاده از اطلاعات آماری مربوط به دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۹ و به کارگیری روش‌شناسی سری‌های زمانی و تکنیک‌های هم‌جمعی در قالب مدل‌های تصحیح خطای برداری (VECM) به بررسی تأثیر کسری بودجه مالیاتی دولت بر کسری بازرگانی غیرنفتی کشور پرداخته‌ایم. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که در بلندمدت فرضیه کسری‌های توأمان در برابر فرضیه برابری ریکاردویی پذیرفته می‌شود.

واژگان کلیدی: مالیات، مخارج دولت، کسری بودجه دولت، کسری تراز تجاری، کسری‌های توأمان و فرضیه برابری ریکاردویی.

طبقه‌بندی JEL: B22, H62, E62

akbar.zamanzadeh@gmail.com

m\_nofaresti@yahoo.co.uk

\* کارشناس ارشد اقتصاد

\*\* دانشیار دانشکده علوم اقتصادی و سیاسی دانشگاه شهید بهشتی

\*\*\* کارشناس دفتر پژوهش و بهبود فرآیندهای سازمان امور مالیاتی کشور

## ۱. مقدمه

مسأله کنترل کسری تجاری از طریق اعمال سیاست‌های مالی در کشورهایی که با این مشکل مواجه هستند از اهمیت ویژه‌ای برای سیاست‌گذاران و برنامه‌ریزان اقتصادی آنها برخوردار است. به گونه‌ای که در این راستا پژوهش‌های بسیاری هم به لحاظ نظری و هم به لحاظ تجربی برای رفع و برون رفت از این معضل در دو دهه گذشته به انجام رسیده است. نتایج برخی از پژوهش‌ها نشان می‌دهد که در صورت وجود ارتباط منطقی بین کسری بودجه و کسری بازرگانی، دولت‌ها می‌توانند با اعمال سیاست‌های مالی مقتضی به تثبیت تراز بازرگانی کشور نائل شوند؛ اما نکته بسیار حائز اهمیت این است که اگر به‌طور توأمان مسأله کسری بودجه و کسری بازرگانی اتفاق بیافتد، دولت‌ها برای رفع این معضل چه راه حلی را می‌توانند در پی بگیرند. این پدیده که به کسرهای توأمان<sup>۱</sup> (TDH) معروف است، نخستین بار در دهه ۱۹۸۰ میلادی در کشور ایالات متحده و در پی مشاهده حرکات همسو بین دو کسری یادشده، شناسایی شد و این باور را در بین اقتصاددانان خلق کرد که دلیل اصلی کسری بازرگانی نشأت گرفته از کسری بودجه دولت است و دولت با کنترل کسری داخلی خود می‌تواند کسری خارجی خود را تخفیف دهد. در نتیجه، با کنترل کسری بودجه دولتی یا با کاهش مخارج و افزایش مالیات‌ها می‌توان به ثبات در تراز بازرگانی بین‌الملل رسید.

اما نکته لازم به ذکر این است که حرکت همگام و همسوی بین دو کسری داخلی و خارجی در ایران بیش از پنج دهه است که وجود دارد و تاکنون هیچ بررسی دقیقی در خصوص دلیل وجود ارتباط یا نبود ارتباط بین آنها انجام نشده است. از سوی دیگر، ساختار اقتصادی ایران به گونه‌ای است که نمی‌توان ارتباط منطقی بین کل کسری‌های بودجه‌ای و بازرگانی کل کشور لحاظ کرد و برای بررسی فرضیه کسری‌های توأمان تنها باید ارتباط بین کسری بودجه جاری دولت و کسری بازرگانی غیرنفتی را مورد توجه قرار داد. دلیل این امر را می‌توان در کشش ناپذیری عرضه صادرات نفتی و نیز قوانین بودجه‌ای کشور دانست.

---

1. Twin Deficits Hypothesis

چون قیمت نفت در بازارهای جهانی تعیین می‌شود و از طرفی به علت اینکه میزان صادرات نفت ایران بر اساس سهمیه‌های تعیین شده با نظارت سازمان کشورهای صادرکننده نفت<sup>۱</sup> (OPEC) است، در نتیجه، سیاست‌های مالی دولت برای بهبود صادرات این بخش و بهبود کسری بازرگانی کشور هیچ تأثیری نخواهد داشت. از سوی دیگر، طبق قوانین بودجه‌ای کشور منابع مالی ناشی از درآمدهای نفتی دولت به منظور حفظ منافع نسل‌های آتی، صرفاً باید صرف مخارج عمرانی و سرمایه‌گذاری زیربنایی جامعه شود. بنابراین، برای بررسی فرضیه کسری‌های توأمان در کشور باید ارتباط بین کسری بودجه جاری دولت (مخارج جاری منهای درآمدهای مالیاتی دولت) و کسری بازرگانی غیرنفتی (واردات منهای صادرات غیرنفتی) را مورد آزمون قرار داد.

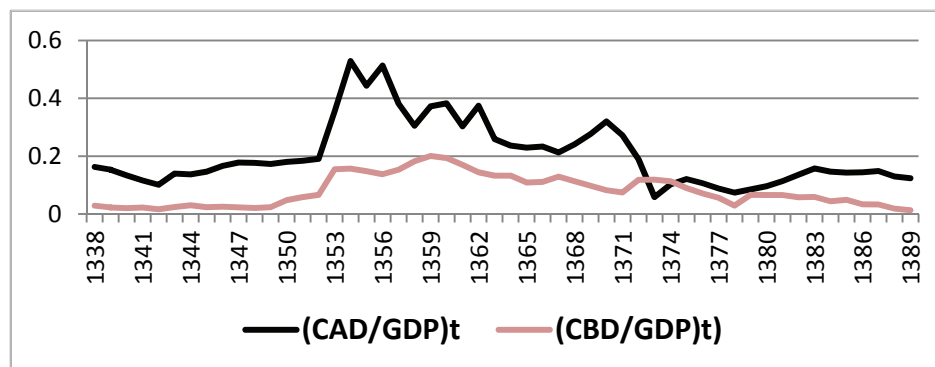
ارتباط بین کسری بودجه جاری دولت<sup>۲</sup> (CBD) و کسری بازرگانی غیرنفتی<sup>۳</sup> (CAD) را در اقتصاد ایران می‌توان به لحاظ روند حرکتی متغیرهای یادشده به تصویر کشید. چنانکه در نمودار ۱ ملاحظه می‌شود، سهم نسبی کسری بودجه جاری دولتی  $[t(CBD/GDP)]$  و کسری بازرگانی غیرنفتی  $[t(CAD/GDP)]$  از تولید ناخالص داخلی در طول پنج دهه اخیر حرکات همسو و یک جهت با یکدیگر داشته‌اند. در نتیجه، پس از آزمون فرضیه کسری‌های توأمان در ایران و نیز یافتن اندازه ضریب همبستگی بین دو کسری یادشده می‌توان با اعمال سیاست‌های مالی عمومی و مالیاتی متناسب با شرایط اقتصادی کشور به رفع این دو کسری و ایجاد تعادل همزمان در بودجه دولت و تراز بازرگانی دست یافت.

1. The Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC)

2. Current Budget Deficit

3. (Non Oil) Current Account Deficit

نمودار ۱. سهم نسبی کسری بودجه جاری دولتی و کسری بازرگانی غیرنفتی از تولید ناخالص (۱۳۳۸-۱۳۸۹)



مأخذ: بانک مرکزی ج.ا.ا.

همان‌طور که در نمودار ملاحظه می‌شود، در پنج دهه اخیر همواره سهم نسبی کسری بودجه جاری دولتی  $[(CBD/GDP)t]$  و کسری بازرگانی غیرنفتی  $[(CAD/GDP)t]$  از تولید ناخالص داخلی با یکدیگر در طی زمان به گونه‌ای همسو در حال حرکت بوده‌اند. این موضوع این احتمال را در بر دارد که یکی از متغیرها بر دیگری اثر می‌گذارد.

هدف اصلی این پژوهش، بررسی رابطه بین سهم نسبی کسری بودجه جاری دولتی و کسری بازرگانی غیرنفتی از تولید ناخالص داخلی در اقتصاد ایران در پنج دهه اخیر است. بدین منظور، ابتدا به بررسی برخی از نظریه‌ها و نیز شواهد تجربی انجام‌شده در خصوص ارتباط بین سیاست‌های مالی و کسری حساب بازرگانی می‌پردازیم. در گام بعد، پس از تدوین مدل نظری، با استفاده از روش جوهانسون و جوسیلیوس رابطه تعادلی بلندمدت و پویایی‌های کوتاه‌مدت بین سهم نسبی کسری بودجه جاری دولتی و کسری بازرگانی غیرنفتی از تولید ناخالص داخلی را برآورد می‌کنیم. در نهایت، برای تأیید فرضیه کسری‌های توأمان در برابر فرضیه برابری ریکاردویی<sup>۱</sup> (REH) که اثر مالیات‌ها و مخارج دولت را بر

1. Ricardian Equivalence Hypothesis

متغیرهای اقتصادی و از آن جمله کسری تجاری کشور بی‌اثر می‌داند، از آزمون علیت گریبنجر بهره می‌بریم:

## ۲. مروری بر مطالعات انجام‌شده

همان‌طور که پیشتر ذکر شد، بررسی ارتباط بین کسری بودجه دولت و کسری بازرگانی از جمله موضوعاتی است که در دو دهه اخیر همواره مورد توجه سیاست‌گذاران و پژوهشگران اقتصادی بوده و مطالعات نظری و تجربی بسیاری در این خصوص انجام شده است؛ به‌گونه‌ای که کشورهایی که کسری بازرگانی دارند، در تلاش برای اعمال سیاست‌هایی هستند که به تخفیف در این کسری منجر شده و یا آن را به کلی رفع کند. پژوهش‌های انجام‌شده در این حوزه به طور کلی بر دو دیدگاه استوارند.

نخستین آنها، دیدگاه کینزین‌هاست که تغییر در بودجه دولت را عامل اصلی تغییرات متغیرهای اقتصادی و از جمله بخش خارجی اقتصاد می‌داند؛ به‌گونه‌ای که هر کاهشی در مالیات‌ها و یا هر افزایشی در مخارج عمومی دولت موجب افزایش سطح مخارج کل جامعه شده و موجبات افزایش نرخ بهره و تورم را در اقتصاد فراهم می‌آورد. این افزایش در نرخ بهره از یک سوی سبب ایجاد اثر ازدحام خارجی<sup>۱</sup> در اقتصاد داخلی شده و از سوی دیگر، موجب افزایش ورود جریان سرمایه<sup>۲</sup> به داخل کشور می‌شود. این موضوع به افزایش منابع عرضه ارز در بازار داخلی منجر شده و در نتیجه، با تحت تأثیر قراردادن نرخ ارز سبب افزایش تقاضای داخلی به کالاهای خارجی در کنار کاهش تقاضای خارجیان به تولیدات داخلی می‌شود. از سوی دیگر، افزایش تورم ناشی از سیاست انبساط مالی دولت سبب بالارفتن ارزش نسبی کالاهای داخلی نسبت به کالاهای خارجی شده و در کنار اثر نرخ بهره موجب تشدید کسری بازرگانی در اقتصاد می‌شود. در این خصوص پژوهشگران بسیاری همچون نورمندیان<sup>۳</sup> (۱۹۹۴)، وامووکاس<sup>۴</sup> (۱۹۹۹)،

- 
1. Crowding Out Effect
  2. Capital Inflow
  3. Normandin
  4. Vamvoukas

هاشم‌زاده و ویلسون<sup>۱</sup> (۲۰۰۶)، نیام<sup>۲</sup> (۲۰۰۸) و نواز هاکرو<sup>۳</sup> (۲۰۰۹) با استفاده از تکنیک‌های آماری، شواهد قابل اتکایی در خصوص تأیید دیدگاه کینزین‌ها و پذیرش فرضیه کسری‌های توأمان ارائه نمودند. دیدگاه دیگری که در این خصوص وجود دارد، به فرضیه برابری ریکاردویی مربوط است که مالیات‌ها و مخارج دولت را بر متغیرهای اقتصادی و از آن جمله کسری بازرگانی کشور بی‌اثر می‌داند. این فرضیه که در بین اقتصاددانان بسیار بحث برانگیز و نسبت به دیدگاه پیشین کمتر مورد پذیرش بوده است، چنین عنوان می‌کند که یک واحد کاهش در مالیات به معنی یک واحد کاهش در پس‌انداز بخش دولتی و در نتیجه، یک واحد افزایش در پس‌انداز بخش خصوصی است، بنابراین، هیچ تغییری در پس‌انداز ملی به وجود نمی‌آید. بدین‌روی، چون تغییری در پس‌انداز ملی حاصل نمی‌شود، در نتیجه، نرخ بهره واقعی نیز که از ایجاد تعادل بین پس‌انداز ملی و سرمایه‌گذاری تعیین می‌شود، افزایش نیافته و این مسأله هیچ تأثیری بر سرمایه‌گذاری نخواهد داشت.<sup>۴</sup> به بیان دیگر، اعمال سیاست‌های مالی دولت و افزایش یا کاهش در مالیات‌ها، مخارج دولت و نیز کسری بودجه هیچ‌گونه تأثیری بر نرخ بهره واقعی، مقدار سرمایه‌گذاری و حساب بازرگانی ندارد. برخی از پژوهشگران همچون اندرز و لی<sup>۵</sup> (۱۹۹۰)، ایوانز و حسن<sup>۶</sup> (۱۹۹۴) و نیز کافمن و دیگران<sup>۷</sup> (۲۰۰۲) با استفاده از آزمون‌های تجربی به تأیید این امر پرداخته‌اند.

### ۳. مدل مورد مطالعه

برای به نمایش گذاشتن رابطه بین سیاست‌های مالی دولت و تراز بازرگانی خارجی کشور، می‌توان با استفاده از یک مدل عرضه و تقاضای کل کینزی که برای یک کشور کوچک با اقتصاد باز متصور است، به توضیح این امر پرداخت:

1. Hashemzadeh. & Wilson
2. Neaime
3. Nawaz Hakro
4. Barro.
5. Enders. & Lee.
6. Evans. & Hasan.
7. Kaufmann., Winckler. & Scharler.

تقاضای کل اقتصاد را که برابر کل مخارج صرف شده برای کالاها و خدمات است، می توان به شکل زیر نوشت:

$$Y = C + I + G + NX \quad (1)$$

که در آن،  $Y$  تولید ناخالص داخلی ناشی از تقاضای کل،  $C$  هزینه های مصرفی بخش خصوصی،  $I$  هزینه های سرمایه گذاری ناخالص،  $G$  هزینه های دولت و  $NX$  خالص صادرات است. از سوی دیگر، عرضه کل اقتصاد برابر است با:

$$Y = C + S + T \quad (2)$$

که در آن،  $Y$  تولید ناخالص داخلی ناشی از عرضه کل،  $C$  هزینه های مصرفی بخش خصوصی،  $S$  پس انداز بخش خصوصی و  $T$  مالیات یا همان پس انداز اجباری در اقتصاد است.

برای دستیابی به تعادل در یک اقتصاد باید تقاضای کل برابر با عرضه کل باشد، به بیان دیگر، باید مجموع مخارج انجام شده توسط عوامل اقتصادی با تولید کل اقتصاد برابر باشد. با در نظر گرفتن شرایط تعادلی می توان به رابطه زیر دست یافت:

$$(NX) = (S - I) + (T - G) \quad (3)$$

این رابطه نشان می دهد که در شرایط تعادلی باید خالص صادرات با مجموع پس انداز بخش خصوصی و دولتی برابر باشد، به بیان دیگر، اگر بودجه دولت در تعادل باشد و دولت هیچگونه کسری یا مازاد بودجه نداشته باشد ( $(T - G) = 0$ ) و نیز بازار سرمایه در تعادل بوده و پس انداز خصوصی با سرمایه گذاری این بخش برابر باشد ( $(S - I) = 0$ ) در نتیجه، نباید هیچگونه مازاد یا کسری در خالص صادرات مشاهده شود، به بیان دیگر، خالص صادرات باید برابر با صفر باشد ( $(NX) = 0$ ) و در چنین شرایطی هیچگونه کسری بازرگانی یا مازاد بازرگانی وجود نخواهد داشت.

برای آزمون فرضیه کسری های توأمان در برابر فرضیه برابری ریکاردویی می توان رابطه ۳ را ابتدا به صورت نسبتی از تولید ناخالص داخلی (GDP) مد نظر قرار داد و سپس آن را به شکل تابع قابل برآورد زیر بررسی کرد:

$$(CAD/GDP)_t = F((CBD/GDP)_t) + \varepsilon_t \quad (4)$$

که در آن،  $(CAD/GDP)_t$  سهم نسبی کسری بازرگانی از تولید ناخالص داخلی،  $(CBD/GDP)_t$  سهم نسبی کسری بودجه دولت از تولید ناخالص داخلی و  $\epsilon_t$  جزء خطای معادله رابطه است.

#### ۴. روش‌شناسی پژوهش

از آنجا که مسأله پایایی یا ناپایایی<sup>۱</sup> یک متغیر سری زمانی، اینکه جمعی از مرتبه صفر<sup>۲</sup> است  $I(0)$  و یا ریشه واحد<sup>۳</sup> دارد  $I(1)$ ، پیامدهای مهمی را هم از جنبه سیاستگذاری‌های اقتصادی و هم از نظر روش برآورد ضرایب معادلات در پی دارد، در کارهای تجربی پژوهشگران را به این امر وامی‌دارد که توجه ویژه‌ای به این موضوع داشته باشند. در این خصوص، گرینجر و نیوبولد<sup>۴</sup> (۱۹۷۴) و فیلیپس<sup>۵</sup> (۱۹۸۶) نشان دادند، اگر معادله‌ای با سری‌های زمانی ناپایا برآورد شود، در این صورت ضرایب برآوردشده این رگرسیون، کاذب<sup>۶</sup> و گمراه‌کننده خواهد بود. بنابراین، به منظور اجتناب از رابطه‌های کاذب و نتایجی گمراه‌کننده، پیش از آنکه به برآورد رابطه بلندمدت بین متغیرهای تابع کسری‌های توأمان پردازیم، لازم است مرتبه جمعی هر یک از متغیرهای سری زمانی را با استفاده از آزمون‌های ریشه واحد شامل روش دیکی-فولر<sup>۷</sup> (ADF)، روش دیکی-فولر حداقل مربعات تعمیم‌یافته<sup>۸</sup> (DF-GLS) و روش کوویت-کووسکی-فیلیپس-اشمیت-شین<sup>۹</sup> (KPSS) آزمون نماییم. از سوی دیگر، در صورتی که متغیرهای مورد بررسی در یک معادله رفتاری ناپایا و دارای ریشه واحد باشند، می‌توان به منظور دستیابی به یک رابطه قابل اتکا از روش همجمعی استفاده نمود، به گونه‌ای که باید جمله پسماند<sup>۱۰</sup> معادله برآوردشده جمعی از مرتبه صفر  $I(0)$  باشد. در نتیجه، جمله پسماند بلندمدت که به منزله خطای عدم تعادل بلندمدت تلقی می‌شود، می‌تواند در یک الگوی تصحیح خطای

1. Stationary & Non Stationary
2. Integrated Degree Zero
3. Unit Root (Integrated Degree One)
4. Granger. & Newbold
5. Phillips
6. Spurious
7. Augmented Dickey-Fuller Test
8. Dickey-Fuller Generalized Least Square
9. Kwiatkowski, Philips, Schmidt & Shin
10. Residual Term



پویای کوتاه‌مدت وارد شده و سرعت رسیدن به تعادل مجدد الگو را در خصوص هر انحراف کوتاه‌مدت به‌خوبی نشان دهد. بدین منظور از روش جوهانسن و جوسیلیوس (۱۹۹۰) استفاده می‌کنیم. چون این روش به تعداد وقفه‌های وارد شده در مدل حساس بوده و لازم است پس از اطمینان از مرتبه جمعی متغیرهای الگو، با استفاده از معیارهای آماری تعداد بهینه وقفه‌ها را به دست آوریم. الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$\Delta Z_t = C + \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-t} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + U_t \quad (5)$$

که در آن،  $Z_t$  و  $\Delta Z_t$  سطح و تفاضل مرتبه اول بردار متغیرهای درونزای الگو بوده و با توجه به معادله ۴، به صورت  $Z_t = [(CAD/GDP)_t, (CBD/GDP)_t]'$  و  $\Delta Z_t = [\Delta(CAD/GDP)_t, \Delta(CBD/GDP)_t]'$  هستند.  $U_t$  نیز برداری  $(n \times 1)$  است که بیانگر جملات خطا بوده و  $k$  نشان‌دهنده تعداد وقفه و  $\Gamma_j$  ماتریس در بردارنده اطلاعات کوتاه‌مدت متغیرهای درونزای الگوست. همچنین،  $\Pi = \alpha\beta'$  ماتریس حاوی اطلاعات بلندمدت الگوست که در آن  $\alpha$  ضریب عدم تعادل بلندمدت و نشان‌دهنده سرعت تعدیل<sup>۱</sup> به سمت تعادل بلندمدت بوده و  $\beta$  ماتریس ضرایب روابط تعادلی بلندمدت یا ماتریس بردارهای همجمعی است.

نکته حائز اهمیت در خصوص الگوی تصحیح خطای برداری (VECM) توجه به این موضوع است که اگر  $m$  متغیر در الگوی مورد بررسی وجود داشته باشد، حداکثر  $r$  بردارهای همجمعی  $(r \leq m-1)$  وجود خواهد داشت. در نتیجه، اگر از برآورد الگوی بلندمدت،  $r$  بردار تعادلی به دست آید،  $r$  مکانیزم تصحیح خطای برداری خواهیم داشت که می‌توانند برای برآورد مدل پویای کوتاه‌مدت مورد استفاده قرار گیرند.

## ۵. اطلاعات آماری و برآورد مدل

آمارهای مورد استفاده در این پژوهش، دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۹ را در بر می‌گیرد که از اطلاعات گزارش شده بانک مرکزی ایران به دست آورده‌ایم. داده‌های گردآوری شده همگی به قیمت‌های واقعی سال پایه ۱۳۷۶ بوده و شامل تولید ناخالص داخلی یا مخارج کل (GDP)، صادرات غیرنفتی (XNO)، واردات

1. Speed of Adjustment

کل (M)، مخارج مصرفی دولت (G) و کل درآمدهای مالیاتی (T) است. کسری بازرگانی غیرنفتی کشور (CAD) از تفاضل واردات کل و صادرات غیرنفتی محاسبه شده و همچنین کسری بودجه جاری دولت (CBD) از کسر مخارج جاری دولت از کل درآمدهای مالیاتی به دست آمده است. به منظور انجام آزمون ریشه واحد یا به بیان دیگر بررسی ناپایایی متغیرهای دخیل در معادله مربوط به کسری‌های توأمان، آزمون‌های ADF، DF-GLS و KPSS را بر روی متغیرهای این تابع انجام داده که نتایج آن را در جدول زیر ارائه کرده‌ایم:

جدول ۱. نتایج بررسی پایایی متغیرها

متغیر	آزمون		آماره آزمون	کمیت بحرانی	نتایج
(CAD/GDP) <sub>t</sub>	ADF	سطح متغیر	-۲/۹۲	-۱/۷۶	(CAD/GDP) <sub>t</sub> ~ I(1)
		تفاضل مرتبه اول	-۶/۷۹	-۱/۹۴	
	DF-GLS	سطح متغیر	-۱/۷۵	-۱/۹۶	(CAD/GDP) <sub>t</sub> ~ I(1)
		تفاضل مرتبه اول	-۶/۷۶	-۱/۹۶	
	KPSS	سطح متغیر	۰/۲۴۶	۰/۴۶۳	(CAD/GDP) <sub>t</sub> ~ I(0)
		تفاضل مرتبه اول	۰/۰۹۷	۰/۴۶۳	
(CBD/GDP) <sub>t</sub>	ADF	سطح متغیر	-۲/۹۲	-۱/۱۷	(CBD/GDP) <sub>t</sub> ~ I(1)
		تفاضل مرتبه اول	-۵/۹۳	-۱/۹۴	
	DF-GLS	سطح متغیر	-۱/۰۹	-۱/۹۴	(CBD/GDP) <sub>t</sub> ~ I(1)
		تفاضل مرتبه اول	-۵/۸۱	-۱/۹۴	
	KPSS	سطح متغیر	۰/۲۱۲	۰/۴۶۳	(CBD/GDP) <sub>t</sub> ~ I(0)
		تفاضل مرتبه اول	۰/۲۸۸	۰/۴۶۳	

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

از مقایسه کمیت‌های آماره آزمون مربوط به متغیرها با کمیت‌های بحرانی ارائه شده در جدول بالا روشن می‌شود که طبق آزمون KPSS، فرضیه صفر مبنی بر پایایی متغیرها رد نشده و متغیرهای موجود در تابع کسری‌های توأمان در سطح اطمینان ۹۵ درصد پایا هستند؛ در حالی که بر اساس آزمون‌های ADF و DF-GLS تمامی متغیرهای موجود در مدل کسری‌های توأمان در سطح اطمینان ۹۵ درصد

جمع بسته از مرتبه اول بوده و تفاضل مرتبه اول هر یک از این متغیرها پایا هستند. بدین‌رو، می‌توان اذعان داشت که متغیرهای دخیل در الگو تقریباً جمع بسته از درجه یک هستند. بنابراین، با در نظر گرفتن ویژگی‌های آماری هر یک از این متغیرها، برآورد رابطه ۴ به روش همجمعی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار خواهد بود.

با توجه به اینکه روش جوهانسون و جوسیلیوس به تعداد وقفه‌های وارد شده در مدل حساس است و این موضوع علاوه بر متأثر ساختن بردارهای همجمعی و ضرایب بلندمدت می‌تواند موجب تحت تأثیر قراردادن پویایی‌های کوتاه‌مدت الگو شود، در نتیجه، لازم است که به تعیین وقفه‌های بهینه در بررسی تأثیر کسری بودجه جاری دولت بر کسری بازرگانی کشور پردازیم. بدین منظور، ابتدا با وارد کردن دو وقفه به برآورد مدل با استفاده از الگوهای خودرگرسیون برداری (VAR) پرداخته و سپس، براساس دو ضابطه آکائیک<sup>۱</sup> (AIC) و حنان-کوئین<sup>۲</sup> (HQ)، وقفه بهینه را انتخاب می‌کنیم. جدول زیر نتایج آزمون انتخاب مرتبه (VAR) را نشان می‌دهد.

جدول ۲. نتایج آزمون انتخاب مرتبه (VAR)

وقفه	AIC	HQ
۰	-۵/۲۱	-۵/۲۴
۱	-۷/۸۲	-۷/۹
۲	-۷/۵۹	-۷/۹۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

همان‌طور که در جدول بالا ملاحظه می‌شود، براساس دو ضابطه AIC و HQ باید مدل با دو وقفه برآورد شود تا برآوردهایی کارا از ضرایب به دست آید.

پس از آنکه مدل خودتوضیح برداری بر اساس تعداد وقفه‌های بهینه تعیین شده در قسمت پیشین، برآور شد، باید در گام بعدی به تعیین تعداد بردارهای همجمعی با استفاده از آزمون اثر<sup>۳</sup> و آزمون

1. Akaike Information Criterion
2. Hannan-Quinn Information Criterion
3. Trace Test

حداکثر مقدار ویژه<sup>۱</sup> بپردازیم. نتایج این آزمون‌ها برای تعیین تعداد بردارهای همجمعی را در جدول زیر ارائه کرده‌ایم.

جدول ۳. نتایج آزمون تعیین تعداد بردارهای همجمعی

فرضیه		آماره آزمون	فرضیه		آماره آزمون	کمیت بحرانی در سطح اطمینان ۹۵ درصد	
H0	H1	$\lambda_{max}$	H0	H1	$\lambda_{trace}$	$\lambda_{max}$	$\lambda_{trace}$
$r=0$	$r=1$	۱۶/۱۴۴	$r=0$	$r > 0$	۱۹/۵۰۴	۱۴/۲۶۴	۱۴/۲۶۴
$r=1$	$r=2$	۳/۳۵۹	$r=1$	$r > 1$	۳/۳۵۷	۳/۸۴۱	۳/۸۴۱

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

با توجه به کمیت‌های آمارهای آزمون اثر و حداکثر مقدار ویژه، فرضیه صفر مبنی بر وجود یک بردار همجمعی در سطح اطمینان ۹۵ درصد پذیرفته می‌شود، در نتیجه، وجود یک رابطه تعادلی بلندمدت بین متغیرهای الگو به تأیید می‌رسد.

با در نظر گرفتن وجود یک بردار هم‌جمعی، رابطه تعادلی بلندمدت بین سهم نسبی کسری بودجه جاری دولت و کسری بازرگانی غیرنفتی کشور از تولید ناخالص داخلی در طول یک دوره تقریباً ۵۰ ساله و با استفاده از روش جوهانسون و جوسیلیوس را به صورت زیر برآورد کردیم:

#### 1. Maximal Eigenvalue Test

جدول ۴. نتایج برآورد ضریب بلندمدت بین سهم نسبی کسری بودجه جاری دولت و کسری بازرگانی غیرنفتی

از تولید ناخالص داخلی

(CAD/GDP)	(CBD/GDP)
Coefficient	۱/۸۳۵
S.D.	۰/۳۰۱
t -statistic	۶/۰۸۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

همان‌طور که در جدول بالا ملاحظه می‌شود، تأثیر کسری بودجه جاری دولت بر کسری بازرگانی غیرنفتی در سطح اطمینان ۹۵ درصد در بلندمدت معنادار است. به بیان دیگر، ضریب بلندمدت برآوردشده دیدگاه کینزین‌ها تأیید نموده و وجود کسری‌های توامان را در اقتصاد ایران به اثبات می‌رساند. همچنین، برای اطمینان از اینکه جملات خطای معادله تعادلی بلندمدت برآوردشده خوش‌رفتار<sup>۱</sup> هستند، با لحاظ کردن دو وقفه در مدل به انجام آزمون ضرایب لاگرانژ<sup>۲</sup> (LM) به بررسی وجود یا نبود همبستگی پیاپی جملات خطا پرداختیم. نتایج این آزمون را در جدول زیر ارائه کرده‌ایم.

جدول ۵. نتایج آزمون همبستگی پیاپی جملات خطا

تعداد وقفه	آماره آزمون	احتمال
۱	۳/۸۴۴	۰/۴۲۷
۲	۰/۶۰۲	۰/۹۶۲

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

چنانکه از نتایج آزمون LM ملاحظه می‌شود، جملات پسماند معادله هیچگونه خودهمبستگی نداشته، بنابراین، می‌توان بدون هیچ هراسی از وجود رگرسیون کاذب به تفسیر ضرایب پرداخت. با توجه به وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای مدل در بلندمدت یا به بیان دیگر پایابودن جمله خطای مربوط به تابع بلندمدت، می‌توان تفاضل مرتبه اول متغیرهای مربوط به رابطه تعادلی بلندمدت را که همگی  $I(0)$  هستند، در کنار جمله خطای تعادل<sup>۳</sup> (EET) که آن هم  $I(0)$  است، در یک رگرسیون قرار

1. Well Behavior
2. Lagrange Multiplier Test
3. Equilibrium Error Term

داد و ضرایب آن را که نشان‌دهنده پویایی‌های کوتاه‌مدت به سمت تعادل بلندمدت است، برآورد کرد. در چنین شرایطی ضرایب برآوردشده کاملاً قابل اتکا بوده و آماره‌های  $t$  و  $F$  از اعتبار لازم برخوردارند. نتایج برآورد تابع پویایی‌های کوتاه‌مدت ارتباط بین کسری بازرگانی غیرنفتی و کسری بودجه جاری دولت به صورت زیر است:

جدول ۶. نتایج برآورد پویایی‌های کوتاه‌مدت مدل تصحیح خطای برداری (VECM)

$\Delta(\text{CAD}/\text{GDP})_t$	C	$\Delta(\text{CAD}/\text{GDP})_{t-1}$	$\Delta(\text{CAD}/\text{GDP})_{t-2}$	$\Delta(\text{CBD}/\text{GDP})_{t-1}$	$\Delta(\text{CAD}/\text{GDP})_{t-2}$	EET t-1
Coefficient	۰/۰۰۰۷	۰/۱۰۰۵	۰/۱۴۷۶	۰/۶۸۴۸	۰/۱۸۴۵	-۰/۲۶۴
S.D.	۰/۰۰۷۹۴	۰/۱۶۲۲	۰/۱۶۲۲	۰/۴۱۳۵	۰/۴۳۲۲	۰/۱۲۶
t-statistic	-۰/۰۰۹۵۱	۰/۶۱۹۳	۰/۹۰۹۷	۱/۶۵۶۲	۰/۴۲۷۰	-۲/۰۸

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

ضریب مربوط به جمله تصحیح خطا نیز برابر  $-۰/۲۶۴$  بوده و بیانگر سرعت تعدیل به نسبت پایین عدم تعادل کسری بازرگانی غیرنفتی کشور در هر دوره است. بر این اساس، عدم تعادل به وجود آمده در بازرگانی خارجی کشور تقریباً چهار سال به طول می‌انجامد تا بار دیگر به تعادل باز گردد. برای پی‌بردن به این واقعیت که آیا کسری بودجه دولت به‌وجود آورنده کسری تراز بازرگانی کشور است یا کسری تراز بازرگانی کشور سبب به وجود آمدن کسری بودجه دولت می‌شود، آزمون علیت گرینجر<sup>۱</sup> (۱۹۶۹) را بین سهم نسبی کسری بودجه جاری دولتی و کسری بازرگانی غیرنفتی کشور از تولید ناخالص داخلی به کار می‌گیریم. نتایج آزمون علیت گرینجر را با در نظر گرفتن دو وقفه در جدول زیر ارائه کرده‌ایم.

جدول ۷. نتایج آزمون علیت گرینجر

فرضیه‌های صفر	آماره F	P-value
کسری بازرگانی غیرنفتی دلیل کسری بودجه جاری دولت نیست.	۳/۰۶۸	۰/۰۵۶
کسری بودجه جاری دولت دلیل کسری بازرگانی غیرنفتی نیست.	۳/۴۵۳	۰/۰۴۰

مأخذ: یافته‌های پژوهش.

#### 1. Granger Causality Test

نتایج آزمون علیت گرینجر نشان می‌دهد که در سطح اطمینان ۹۵ درصد رابطه علیت به صورت دو طرفه برقرار بوده و هر دوی کسری بودجه جاری دولت و کسری بازرگانی غیرنفتی در بلندمدت به‌طور همزمان یکدیگر را تحت تأثیر قرار داده که البته این موضوع نیز تأیید دیگری بر پذیرش فرضیه کسری‌های توأمان در برابر فرضیه برابری ریکاردویی در اقتصاد ایران است.

#### ۶. نتیجه‌گیری و ارائه پیشنهاد

در این پژوهش به مطالعه و بررسی ارتباط بین کسری بودجه جاری دولتی و کسری بازرگانی غیرنفتی اقتصاد ایران در پنج دهه اخیر پرداختیم. برای نشان دادن رابطه بین کسری‌های داخلی و خارجی و نیز پویایی‌های کوتاه‌مدت و بلندمدت آن از روش مدل تصحیح خطای برداری (VECM) بهره‌بردیم. یافته‌های این پژوهش وجود رابطه هم‌جمعی بین متغیرهای مدل را تأیید می‌کند، به بیان دیگر، ارتباط مستقیم بین کسری بودجه جاری دولت و کسری بازرگانی غیرنفتی اقتصاد ایران در دوره ۱۳۳۸-۱۳۸۹ تأیید شده و نظریه کسری‌های توأمان پذیرفته می‌شود.

همچنین، برای تأیید فرضیه کسری‌های توأمان در اقتصاد ایران از آزمون علیت گرینجر نیز استفاده کردیم، به طوری که رابطه علیت بین دو متغیر کسری بودجه جاری دولت و کسری بازرگانی غیرنفتی در اقتصاد ایران را آزمودیم. نتایج نشان داد که جهت رابطه علیت بین متغیرهای تابع کسری‌های توأمان در بلندمدت به‌طور دو سویه بر یکدیگر تأثیر می‌گذارند، در نتیجه، در بلندمدت فرضیه کسری‌های توأمان در برابر فرضیه برابری ریکاردویی که اثر مالیات‌ها و مخارج دولت را بر متغیرهای اقتصادی و از آن جمله کسری بازرگانی کشور بی‌اثر می‌داند، پذیرفته می‌شود.

در پایان، بر اساس یافته‌های این پژوهش، پیشنهاد می‌شود که دولت برای اجتناب از کسری تراز بازرگانی لازم است به متعادل‌سازی بودجه خویش اقدام کند. برای این منظور دو راه وجود دارد؛ یا دولت باید با کوچک کردن اندازه خویش مخارج جاری را کاهش دهد و یا آنکه سعی نماید با افزایش درآمدهای مالیاتی، مخارج جاری‌اش را در حد فعلی تأمین نماید.

## منابع

۱. پایگاه اطلاعات سری زمانی، بانک مرکزی جمهوری اسلامی ایران.
۲. نوفرستی، محمد. (۱۳۷۸). ریشه واحد و هم‌جمعی در اقتصادسنجی. مؤسسه خدمات فرهنگی رسا.
3. Barro, R. J., (1989). The Ricardian Approach to Budget Deficits. *Journal of Economic Perspectives*, 3 (2), pp 37-54.
4. Dickey, D. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of American Statistics*, NO 74, June, PP 427-31.
5. Elliott, Graham, Rothenberg, Thomas J. and Stock, James H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. *Econometrica* 64, pp813-836.
6. Enders, W. and Lee, B.S. (1990). Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins? *The Review of Economics and Statistics*, 72, pp 373-381.
7. Evans, P. and Hasan, I. (1994). Are Consumers Ricardian? Evidence for Canada. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 34, pp 25-40.
8. Granger, C.W.J. (1969). Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods. *Econometrica*, July, pp 424-438.
9. Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2, pp 111-120.
10. Hashemzadeh, N. and Wilson, L. (2006). The Dynamics of Current Account and Budget Deficits in Selected Countries in the Middle East and North Africa. *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 5, pp 111-129.
11. Johansen, J. and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – With Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp 169-210.
12. Johansen, J. and Juselius, K. (1992). Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK. *Journal of Econometrics*, 53, pp 211-244.



13. Kaufmann, S., Winckler, V. and Scharler, J. (2002). The Austrian Current Account Deficit: Driven by Twin Deficits or by Intertemporal Expenditure Allocation? *Journal of Empirical Economics*, vol. 27(3), pp 529-542.
14. Kwiatkowski, Denis. Phillips, Peter. C. B. Schmidt, Peter. and Shin, Yongcheol. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationary Against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54, pp 159-178.
15. Nawaz Hakro, A. (2009). Twin Deficits Causality Link-Evidence from Pakistan. *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 24, pp54-70.
16. Neaime, S. (2008). Twin Deficits in Lebanon: A Time Series Analysis. American University of Beirut Institute of Financial Economics, Lecture and Working Paper Series, No. 2.
17. Normandin, M. (1994). Budget Deficit Persistence and the Twin Deficits Hypothesis. Center for Research on Economic Fluctuations and Employment. Universite du Quebec, Montrel. Working Paper No.31.
18. Phillips, P. (1986). Understanding Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 33 , pp 311-340
19. Vamvoukas, G. (1999). The Twin Deficits Phenomenon: Evidence from Greece. *Applied Economics*, 31, pp 1093-1100.

Archive of SID